

« Développement d'un test d'analyse auditive en français : normes et validation de construit »

Pierre Cormier, G. Wayne MacDonald, Éric Grandmaison et Denise Ouellette-Lebel

Revue des sciences de l'éducation, vol. 21, n° 2, 1995, p. 223-240.

Revue des sciences de l'éducation, Volume XXI, n° 2, 1995, p. 223 à 240

Développement d'un test d'analyse auditive en français[1]: normes et validation de construit

Pierre Cormier[2]
Professeur
Université de Moncton
Éric Grandmaison
Étudiant
Université de Moncton

G. Wayne MacDonald
Directeur, département de psychologie
Hôpital I.W.K. (Halifax)
Denise Ouellette-Lebel
Étudiante
Université de Moncton

Résumé – Deux études ont permis de développer, en français, un instrument qui sert à mesurer les habiletés de segmentation des mots prononcés en leurs éléments sonores, chez des enfants de la maternelle à la sixième année, habiletés jugées cruciales pour l'apprentissage de la lecture. Une première étude qui portait sur un large échantillon d'items (n = 70) a servi à la création de deux listes de 42 items chacune, formant deux versions d'un même test, pour une deuxième étude. Les résultats des deux études montrent que les caractéristiques psychométriques – fidélité et validité – de l'instrument développé sont très élevées. De plus, dans la deuxième étude, la performance des sujets ne différait pas selon la version du test. Ces résultats appuient l'utilisation de ce test dans les milieux scolaires pour l'identification de troubles d'analyse auditive chez les enfants qui ont des problèmes de lecture.

Introduction

Selon les théories actuelles de l'apprentissage de la lecture (Ellis et Young, 1988), la sensibilité phonologique contribue à la facilité avec laquelle un jeune enfant apprend à lire. La sensibilité phonologique regroupe un ensemble assez vaste d'habiletés, dont celles mises en jeu dans l'identification, le dénombrement, la combinaison et l'élimination de phonèmes (Wagner et Torgesen, 1987). Ces habiletés permettent à l'enfant d'analyser le message auditif en ses éléments (par exemple, reconnaître que «chaleur» est composé de cinq phonèmes: /ch/, /a/, /l/, /œ/, /r/). L'importance de ces habiletés dans l'apprentissage de la lecture a été soulignée maintes fois par la recherche autant des points de vue longitudinal (Bryant, MacLean, Bradley et Crossland, 1990) qu'expérimental (Cunningham, 1990). Or, si plusieurs tests uniformisés qui mesurent la sensibilité phonologique sont disponibles en langue anglaise (Lindamood et Lindamood, 1971; Rosner et Simon, 1971; Roswell et Chall, 1963), peu d'instruments comparables

sont disponibles en français outre le matériel expérimental de groupes de recherche comme celui de Morais et ses collègues en Belgique (Morais, Alegria et Content, 1987). Cette remarque n'exclut pas l'existence d'instruments maison qui n'ont pas fait l'objet de publications répertoriées et dont les qualités psychométriques demeurent inconnues. La présente recherche avait donc pour objectif de développer, en français, un test susceptible de mesurer la sensibilité phonologique et d'évaluer les qualités psychométriques de ce test.

Au départ, nous voulions construire un instrument dont le répertoire d'items contenait des niveaux de difficulté suffisamment variés pour qu'il soit utilisable à tous les niveaux du primaire. Parmi les tests de langue anglaise connus, le *Test d'analyse auditive* de Rosner et Simon (1971) répondait à ce critère. De plus, ce test est suffisamment court pour qu'il soit facile de l'insérer dans une batterie de tests. Le test de Rosner et Simon exige de l'enfant d'éliminer de la dernière syllabe d'un mot à deux syllabes (type I), la première syllabe du même genre de mot (type II), la consonne finale d'un mot d'une syllabe (type III), la consonne initiale du même genre de mot (type IV), la première consonne d'un mot commençant par une double consonne (type V), la deuxième consonne d'une double consonne ou d'une consonne médiane (type VI), la syllabe médiane d'un mot à plus de deux syllabes (type VII). Par exemple, dans ce genre de test, l'enfant peut trouver une façon de dire le mot «rose» sans dire le /r/ (quatrième sorte de tâche). Rosner et Simon ont montré que les résultats à ce test corrèlent avec le rendement scolaire verbal (Stanford Achievement Test) pour chacun des niveaux qui vont de la première à la sixième année et que, sauf pour la sixième année, ces corrélations demeurent significatives après que l'effet du niveau d'intelligence (mesuré par l'Otis-Lennon) ait été enlevé. Ce sont là les seules données psychométriques (validité de construit) connues du test de Rosner et Simon.

La présente adaptation française d'un test d'abord formulé en anglais se fait dans un contexte psychosociolinguistique dont il est possible d'identifier certains paramètres. D'une part, le français et l'anglais, bien qu'ils soient semblables en tant que codes phonétiques, diffèrent dans leur utilisation coutumière de l'information phonétique de telle sorte que l'importance de la syllabe et du phonème pour décoder l'information auditive semble plus grande en français qu'en anglais (Content, 1991; Cutler, Mehler, Norris et Segui, 1992). Les implications cognitives de ces observations récentes ont toutefois avantage à être précisées. Ces observations laissent supposer que, tout comme en anglais, les enfants de la présente étude se montreront sensibles au découpage des mots en syllabes et en phonèmes, tel que cela a été fait dans le Test de Rosner et Simon (1971), dans la mesure où les règles du français pour segmenter les mots en syllabes et phonèmes sont respectées.

D'autre part, la population d'étude, les Acadiens du sud-est du Nouveau-Brunswick, utilise le français comme langue maternelle dans une situation d'exposition intense à l'anglais. Cette situation a évolué depuis l'instauration du bilinguisme officiel en 1969 (New Brunswick, 1969) et de commissions scolaires séparées en 1974. Dans

une étude sociolinguistique comparative, Landry et Allard (1994) décrivent la vitalité linguistique des Acadiens comme étant plus faible que celle des francophones du Québec, mais plus forte que celle des francophones des provinces de l'Ouest canadien. Ceci signifie que cette adaptation française se fera chez des enfants exposés quotidiennement aux deux langues, mais pour qui le français demeure relativement dominant.

Première étude

Les objectifs de la première étude étaient de développer un large échantillon d'items pour le *Test d'analyse auditive en français* (TAAF) et d'en évaluer la cohérence interne et la validité. Il s'agissait de montrer que les items, dans leur ensemble, mesurent la même caractéristique et que cette caractéristique évolue avec le passage d'un niveau scolaire à l'autre.

Méthode

Sélection et élaboration des items – Les mots devant servir d'items au TAAF ont été choisis à partir des manuels scolaires des premières années du niveau primaire (par exemple, ami) et du langage courant (par exemple, décolle) de la région de Moncton afin de choisir des mots relativement familiers pour les enfants. Ce choix s'est fait aussi en fonction des sept types de tâches de décomposition auditive incluses dans le test (par exemple, mots à une ou à deux syllabes, mots avec double consonne initiale, etc.). Dix items par type de décomposition ont été retenus, sauf pour les items de type I où douze items ont été recueillis. Ce travail a produit un test formé de 2 items de pratique et d'un répertoire de 70 items répartis en 7 types.

La répartition des items dans le protocole du test est presque aléatoire: deux items de pratique apparaissent au début de la liste, suivent deux items de type I et un item de type II; le test se termine par deux items de type I et un de type II, dans l'ordre inverse du début. Ces séquences servent à l'établissement d'un début et d'une fin susceptibles d'être réussis par la plupart des sujets. Entre ces séquences initiales et finales s'enchaînent des séquences aléatoires d'items de chacun des types de décomposition (faisant parfois exception des items des deux premiers types pour compenser leur présence au début et à la fin de la liste).

Le segment à éliminer était identifié sur le protocole du test par des parenthèses. Ainsi, si l'examinateur lisait sur le protocole «dé(colle)», il devait dire «Répète après moi "décolle", dis-le encore, mais sans dire "colle".» Une erreur s'est produite dans la transcription des items. Un item de type I (suppression de la dernière syllabe) a été transformé en item de type II (suppression de la première syllabe). Ainsi, il y avait 9 items de type I, 11 de type II et 10 de chacun des autres types d'items.

Les sujets – Chacun des enfants qui a retourné le consentement écrit d'un de ses parents a participé à l'étude. Ces enfants ont été recrutés dans deux écoles de Shédiac et dans trois garderies de Moncton[3]. Les protocoles des enfants qui ont doublé une année scolaire ou qui ont reçu de l'aide pédagogique ont été exclus des analyses statistiques. Les données démographiques moyennes par niveau scolaire sont présentées au tableau 1. L'échantillon final inclut 90 filles et 94 garçons d'un âge moyen de 108 mois (ET = 24).

Tableau 1

Données démographiques et nombre moyen d'items réussis au *Test d'analyse auditive en français*

Année scolaire	Nombre filles	Nombre garçons	Âge moyen en mois (écart-type)		Cote totale moyenne (écart-type)	
Maternelle	9	11	71	(4)	27,4	(8,1)
Première	9	14	80	(3)	30,9	(16,1)
Deuxième	21	10	93	(4)	40,1	(11,7)
Troisième	7	15	105	(4)	45,6	(10,4)
Quatrième	15	15	118	(5)	49,3	(10,7)
Cinquième	15	13	130	(4)	54,8	(9,6)
Sixième	14	16	141	(3)	60,6	(6,0)

La procédure – Chaque sujet a été rencontré individuellement dans un local isolé de son école ou de sa garderie. Huit assistants et assistantes de recherche entraînés à l'administration du TAAF se sont partagé la tâche d'administrer aux sujets ce test d'une durée approximative de 15 minutes[4].

Résultats

Analyse de la cohérence interne – Une première analyse de la cohérence interne a porté sur les liens entre chaque item et la performance globale. Les coefficients *alpha* de Cronbach (0,9578) et de séparation moitié-moitié de Spearman-Brown (0,9512) se sont révélés très élevés, ce qui indique une cohérence interne très forte.

Dans une deuxième analyse de cohérence interne, la performance à chaque item a été comparée au total de la performance pour les items de même type. Les résultats de cette analyse sont présentés au tableau 2. Compte tenu de la réduction de l'information lors du passage d'une échelle de 70 items à des échelles de 10 items, la force des coefficients de corrélation et des coefficients *alpha* est modérément satisfaisante. Seule la première échelle présente des résultats plutôt faibles, les coefficients de corrélation les moins élevés étant enregistrés lors des premiers essais du test. En ce qui concerne les autres échelles, seuls deux items ont des corrélations légèrement inférieures à celles des autres items de l'échelle, ce sont l'item d'extra à l'échelle 2 et le deuxième item de l'échelle 3.

Tableau 2
Corrélations item-total et coefficient *alpha* à chaque échelle du *Test d'analyse auditive en français*

Position de l'item	Dernière syllabe	Première syllabe	Consonne finale	Consonne initiale	Double consonne initiale	Double consonne médiane	Syllabe médiane
1	0,1424	0,5348	0,5290	0,7280	0,6024	0,5531	0,6562
2	0,1839	0,4447	0,3744	0,6535	0,5917	0,4970	0,6621
3	0,4388	0,5823	0,6006	0,8125	0,6155	0,6106	0,5425
4	0,3557	0,5501	0,6024	0,5688	0,5773	0,6913	0,5953
5	0,2115	0,4532	0,4281	0,7135	0,6221	0,5752	0,6626
6	0,2449	0,6731	0,5615	0,6474	0,5857	0,6526	0,4910
7	0,2842	0,3985	0,5077	0,8266	0,6340	0,5963	0,6397
8	0,3549	0,4087	0,5867	0,6171	0,5685	0,6487	0,6893
9	0,5634	0,6539	0,4409	0,5824	0,4372	0,6469	0,5270
10		0,5568	0,5846	0,6654	0,4691	0,6821	0,6871
extra		0,2916					
Coefficient *alpha*	0,6012	0,8313	0,8264	0,9089	0,8613	0,8847	0,8848
Pourcentage moyen de réussite	77,17	79,69	82,88	84,18	51,85	41,52	35,60

Analyse de la cote totale – Le nombre d'items réussis constitue la cote totale (maximum 70). La moyenne de ces cotes totales par niveau scolaire est présentée au tableau 1. Ces cotes augmentent selon le niveau scolaire, $F(6,177) = 32,16$, $p < 0,001$. Les tests de Newman-Keuls ($p < 0,05$) font ressortir des différences significatives entre tous les niveaux scolaires éloignés d'au moins un an (par exemple, maternelle = première année, maternelle < deuxième année). Font exception à cette règle les différences significatives entre les niveaux 1 et 2, d'une part, et 5 et 6, d'autre part.

Discussion

L'échantillon d'items français élaborés à partir du *Test d'analyse auditive en français* de Rosner et Simon (1971) possède des caractéristiques psychométriques satisfaisantes. Tout comme le test de Rosner et Simon, l'ensemble de ces items reflète une caractéristique qui évolue avec le niveau scolaire. Les analyses de la cohérence interne des items apportent une donnée d'information nouvelle qui n'existe pas pour le test de Rosner et Simon. Les items ont une cohérence interne plutôt satisfaisante tant dans leur ensemble que lorsqu'ils sont séparés selon le type de tâche auditive à effectuer. Seuls de rares items ne semblent pas donner de résultats satisfaisants; deux d'entre eux se retrouvent au début du test et leur faible cohérence par rapport aux autres items peut refléter le fait que les sujets sont encore en train d'apprendre la procédure du test.

Deuxième étude

La première étude ayant montré que la majorité des items développés en français à partir des types de tâche d'élision auditive de Rosner et Simon (1971) sont utilisables pour mesurer l'habileté d'analyse auditive, nous avons entrepris le développement d'autres items et la préparation de deux formes courtes du TAAF[5]. Cette deuxième étude a donc comme objectifs d'obtenir des données normatives sur deux formes courtes du TAAF et de colliger des informations sur l'équivalence de ces formes et sur la validité du test en général.

Méthode

Développement des formes parallèles – Le développement de formes parallèles a exigé de créer quelques items supplémentaires et d'éliminer trois des 70 items déjà existants (deux de type I et un de l'échelle 3, celui de l'échelle 2 a été retransformé en item de type I) dont la cohérence avec les autres était faible. Vu qu'il était difficile de créer des items de type I à IV dont la réponse donne un «non-mot», les items de ces types d'élision auditive ont tous été formulés pour que leur réponse (correcte) donne un mot. Quant aux items des types V à VII, ils ont été constitués de telle façon que la moitié d'entre eux donne des mots et l'autre moitié, des «non-mots».

La séquence d'apparition des items a suivi les principes appliqués dans le test de Rosner et Simon (1971). En effet, la presque totalité des items de type I à IV ont été placés en première moitié du test et la presque totalité des items de type V à VII, en deuxième moitié dans l'espoir de reproduire l'ordre de difficulté des items du test de Rosner et Simon. De plus, il y avait représentation inégale des items de chaque type: 4 items pour chacun des types I à IV, 8 items pour chacun des types V et VI et 10 items pour le type VII. Il y avait donc un total de 42 items pour chaque version du TAAF. Outre les principes mentionnés ci-haut, la séquence d'apparition des items était déterminée au hasard. L'attribution d'un item à la version A ou à la version B s'est faite aussi de façon aléatoire. Deux items de chacun des types I et II ont été choisis pour obtenir quatre items de pratique placés au début du test.

Les sujets – Les participants au projet étaient des enfants inscrits dans des écoles de Moncton (1 école), de Dieppe (2 écoles), de Shédiac (1 école) et des régions avoisinantes de Moncton (4 écoles). L'échantillon est donc composite du point de vue de l'origine urbaine ou rurale des enfants. Nous avons obtenu le consentement écrit des parents. Un total de 44 enfants ont participé pour chacun des niveaux scolaires entre la maternelle et la sixième année. La moitié de ces enfants sont des garçons; l'autre moitié, des filles. La taille de l'échantillon est principalement commandée par des besoins normatifs. Selon la taille des corrélations d'ordre zéro de Rosner et Simon (1971) et de leur échantillon par année scolaire, la taille du présent échantillon détermine une puissance statistique de 0,97 de retrouver des corrélations aussi fortes dans la présente étude (Judd et McClelland, 1989).

La procédure – Chaque enfant a participé à deux sessions individuelles de tests d'environ 30 minutes chacune. Durant ces sessions, un examinateur ou une examinatrice a administré à l'enfant les cinq tests suivants selon un ordre aléatoire: le *Test of Non Verbal Intelligence-2* (TONI-2, Brown, Sherbenou et Johnsen, 1990), le *Rapid Automatized Naming Test* (RAN, Denckla et Rudel, 1974), les sous-tests de lecture et d'orthographe du *French Immersion Achievement Test* (FIAT, Wormeli et Ardanaz, 1987) et soit la forme A, soit la forme B du TAAF. La moitié des garçons et des filles de chaque niveau scolaire a passé la version A du TAAF; l'autre moitié, la version B. La répartition des enfants à la version A ou B de ce test a été faite au hasard. Au minimum, deux tests sont administrés à chaque session. Un intervalle d'au minimum un jour et d'au maximum deux semaines pouvait s'écouler entre les deux sessions de tests. Une équipe de neuf assistants et assistantes de recherche entraînés à l'administration de ces tests se sont partagé la tâche de les faire passer à tous les enfants.

Le TONI-2 est une mesure sans orientation culturelle de l'intelligence mise en jeu par la résolution de problèmes d'analyse visuospatiale (Brown *et al.*, 1990). Ses caractéristiques psychométriques incluent des coefficients de cohérence interne (*alpha*) d'environ 0,95 et des coefficients de fidélité test-retest d'environ 0,86 (Brown *et al.*, 1990). Les corrélations entre cette mesure et la cote générale du *Wechsler Intelligence Scale for Children-Revised* (Weschler, 1974) varient entre 0,44 et 0,95. Seule la forme A du TONI-2 a été utilisée.

Le RAN de Denckla et Rudel (1974) mesure l'aisance avec laquelle un enfant peut produire un item lexical connu. Ce genre d'habileté fait partie de ce que Wagner et Torgesen (1987) appellent le «recodage phonologique en entrée lexicale». Le test de Denckla et Rudel comprend quatre cartes-stimuli qui présentent chacune 50 chiffres (2, 6, 9, 4, 7), 50 lettres minuscules (p, o, d, a, s), 50 couleurs (rouge, vert, noir, bleu, jaune) ou 50 objets communs (montre, clé, parapluie, ciseaux, peigne). Le dessin de la montre a été modifié (ajout d'un bracelet) pour s'assurer que les enfants nommeraient plus facilement cet item comme une montre plutôt que comme une horloge. Cependant, le dessin du peigne a eu tendance à être dénommé «brosse» en plus de «peigne». Ceci serait dû à une caractéristique de notre échantillon plutôt qu'à une confusion visuelle; nous spéculons que l'item lexical français «peigne» est peut-être moins familier dans cette population que les items français «brosse» et anglais «brush». La présentation des cartes-stimuli s'est faite selon un ordre fixe (chiffres, lettres, couleurs, objets familiers). Le temps de lecture a été noté à l'aide de chronomètres précis au centième de seconde.

Faute d'instruments uniformisés récents et de courte durée pour le rendement scolaire en français, les sous-tests de lecture et d'orthographe du FIAT (Wormeli et Ardanaz, 1987) ont été utilisés comme mesure du rendement scolaire de l'échantillon. Ce test exige de l'enfant de nommer (lecture) et d'écrire (orthographe) des mots isolés. Selon Wormeli et Ardanaz, les coefficients de cohérence interne se maintiennent autour de 0,80. Ce test peut identifier les enfants qui ont des troubles d'apprentissage, avec un taux de succès situé entre 74 % et 84 %. Un des désavantages les plus évidents

d'utiliser un test composé pour les enfants en classe d'immersion est que l'ordre de difficulté des items n'est pas nécessairement le même que pour les enfants de langue maternelle française. De plus, ce test ne présente pas de normes en bas de la première année pour le sous-test de lecture et en bas de la deuxième année pour le sous-test d'orthographe.

La majorité des enfants de maternelle ont obtenu des notes minimales à presque tous les tests. En outre, la plupart d'entre eux ont écrit au moins quelques lettres de leur nom et n'ont lu de façon consistante que quelques-unes des cinq lettres de la carte des lettres minuscules du RAN. En revanche, les enfants de sixième année n'ont atteint le plafond d'aucun de ces tests. En conséquence de ces observations et de l'absence de normes pour de jeunes Canadiens francophones, l'analyse a porté sur les cotes brutes du TONI-2 et du FIAT plutôt que sur leurs cotes uniformisées et sur la moyenne des temps de dénomination pour le RAN (les enfants de maternelle ayant entre deux et trois temps utilisables et les autres enfants ayant quatre temps utilisables). Des effets de plancher sont prévus en maternelle, en particulier dans l'évaluation de l'orthographe. Le protocole de lecture d'un garçon de deuxième année a été trouvé incomplet lors de la vérification des résultats; les résultats concernant la lecture sont donc basés sur un sujet de moins en général et en deuxième année.

Résultats

Cohérence interne du TAAF – Le tableau 3 rapporte les corrélations item-total de chaque échelle (type d'élision) pour chacune des formes du TAAF. Il est à noter que, dans cette analyse, les items de l'échelle I ont été regroupés avec ceux de l'échelle II de même que ceux de l'échelle III avec ceux de l'échelle IV, de façon à ce qu'il y ait un nombre suffisant d'items par échelle. Peu de différences entre la forme A et la forme B sont importantes. Les indices de cohérence interne par échelle sont relativement forts (coefficient *alpha* variant entre 0,6838 et 0,9272). La première échelle de chaque forme a une cohérence interne plutôt modérée. Trois items affaiblissent la cohérence interne de la première échelle. D'une part, la performance moyenne à deux de ces items (item 3 de la forme A et item 2 de la forme B) est peu élevée (50 % et 57 %, respectivement). D'autre part, la performance moyenne à l'item 7 de la forme A est très élevée (92 %).

Lorsque la cohérence interne est plutôt mesurée par le rapport entre la performance à l'item et au total du test pour chaque forme, les indices de cohérence interne sont à nouveau très élevés (coefficient *alpha* de 0,9533 pour la forme A et de 0,9580 pour la forme B; coefficient Spearman-Brown de 0,8144 pour la forme A et de 0,7975 pour la forme B). De façon générale, il y a une forte similitude entre ces résultats et ceux du tableau 2 autant au point de vue des coefficients *alpha* qu'au point de vue de la performance moyenne. Les corrections apportées aux items de la première étude permettent de hausser à un niveau légèrement plus satisfaisant la cohérence interne des items des deux premières échelles.

Tableau 3
Corrélations item-total et coefficient *alpha* à chaque échelle de chacune des formes du *Test d'analyse auditive en français*

Position	Dernière syllabe + 1re syllabe	Consonnes finale et initiale	Double consonne initiale	Double consonne médiane	Syllabe médiane
Forme A					
1	0,5039	0,4643	0,5826	0,6369	0,6650
2	0,5764	0,4114	0,6396	0,6264	0,7299
3	0,1081	0,6088	0,7060	0,6671	0,6848
4	0,4149	0,5566	0,6790	0,6764	0,6813
5	0,5280	0,7045	0,6130	0,7287	0,6348
6	0,6313	0,8088	0,6899	0,7447	0,5710
7	0,2661	0,7110	0,7261	0,6992	0,7554
8	0,5265	0,6193	0,6744	0,6612	0,6615
9					0,7229
10					0,7184
alpha	0,6838	0,8612	0,8997	0,8975	0,9139
%	79,95	82,47	53,81	42,53	36,82
Forme B					
1	0,5150	0,5278	0,5386	0,7172	0,6687
2	0,3480	0,5515	0,6985	0,6052	0,6784
3	0,3814	0,6270	0,6069	0,7853	0,7857
4	0,4838	0,5694	0,6312	0,7510	0,6417
5	0,4342	0,6598	0,7351	0,7413	0,8031
6	0,5132	0,6204	0,7095	0,6037	0,6462
7	0,5249	0,7912	0,6253	0,7914	0,6454
8	0,5415	0,7796	0,6864	0,7266	0,7546
9					0,7559
10					0,7939
alpha	0,7550	0,8763	0,9130	0,9130	0,9272
%	79,79	81,74	54,79	45,45	36,10

Analyse du TAAF – La cote totale (sur 42) au TAAF a été obtenue pour chaque enfant et analysée à l'aide d'une analyse de variance pour groupes indépendants de dimensions 7 (niveaux scolaires) x 2 (sexe) x 2 (versions du TAAF). Les moyennes de ces cotes sont présentées au tableau 4. Aucun des effets principaux et d'interaction du sexe et de la version du TAAF ne s'est avéré significatif ($p \geq 0,25$). En particulier, la moyenne était de 24,38 (± 11,52) à la version A et de 24,61 (± 11,36) à la version B, $F (1,280) = 0,042$, $p > 0,25$. Seul le niveau scolaire avait un effet, $F (6,280) = 78,12$, $p < 0,001$. L'examen de la performance de chacun des niveaux scolaires à l'aide des comparaisons multiples de Newman-Keuls a indiqué que la performance augmente selon les cinq paliers suivants: maternelle, première année, deuxième et troisième années ensemble, quatrième année, puis cinquième et sixième années

Tableau 4

Moyennes (et écarts-types) de chaque groupe scolaire à chacune des mesures de la deuxième étude

Niveau scolaire	Sexe	TAAF	TONI-2	FIAT		RAN [1]			
				Orthographe	Lecture	Nombres	Lettres	Couleurs	Objets
Maternelle	Garçons	7,14 (5,62)	5,86 (3,48)	0,41 (0,73)	1,36 (1,84)	72,57 (22,94)[2]	--- --- [3]	87,71 (29,43)[4]	90,10 (18,77)[4]
	Filles	6,77 (5,11)	7,27 (4,41)	0,68 (1,09)	3,14 (5,98)	67,73 (16,52)[2]	--- --- [3]	82,46 (22,96)	96,82 (26,75)
Première	Garçons	18,73 (9,00)	11,64 (4,46)	5,73 (2,47)	20,68 (9,05)	40,94 (12,70)	44,89 (16,48)	66,02 (16,20)	77,64 (15,48)
	Filles	16,32 (6,97)	12,54 (3,71)	7,27 (2,03)	28,95 (10,79)	47,91 (27,32)	39,73 (8,26)	64,96 (19,24)	75,04 (23,70)
Deuxième	Garçons	23,23 (10,13)	13,86 (4,92)	11,36 (5,05)	34,43 (12,42)[4]	37,89 (7,57)	35,00 (8,57)	55,59 (11,93)	74,46 (16,77)
	Filles	24,18 (8,81)	15,23 (5,97)	13,68 (4,17)	43,00 (13,61)	31,10 (4,66)	31,39 (5,93)	51,48 (14,22)	64,25 (16,62)
Troisième	Garçons	25,77 (5,98)	17,41 (5,53)	15,73 (5,65)	49,14 (10,50)	29,72 (4,33)	28,86 (4,51)	53,02 (10,80)	66,05 (13,89)
	Filles	25,45 (7,63)	18,82 (7,64)	19,09 (5,52)	53,50 (13,64)	27,64 (3,65)	27,94 (7,20)	45,78 (9,74)	59,40 (19,33)
Quatrième	Garçons	30,91 (6,49)	24,23 (9,98)	21,82 (4,66)	51,72 (10,39)	26,34 (5,17)	25,85 (5,18)	42,12 (8,13)	54,38 (10,42)
	Filles	28,23 (7,34)	21,91 (8,46)	25,41 (6,59)	55,77 (12,72)	25,93 (3,70)	28,48 (14,81)	42,26 (7,50)	49,64 (6,83)
Cinquième	Garçons	31,50 (7,44)	24,27 (7,64)	30,18 (7,00)	58,41 (11,51)	25,16 (4,60)	25,09 (4,85)	44,65 (15,19)	53,46 (16,34)
	Filles	33,82 (7,20)	22,00 (8,90)	29,77 (5,70)	65,55 (9,85)	22,68 (2,96)	22,78 (3,98)	41,55 (6,06)	49,64 (7,84)
Sixième	Garçons	34,77 (4,32)	25,09 (9,39)	34,31 (5,00)	67,45 (10,25)	21,71 (3,18)	21,04 (3,69)	39,92 (8,86)	49,79 (14,63)
	Filles	35,73 (6,44)	28,09 (9,09)	33,45 (6,19)	69,09 (8,57)	21,81 (4,78)	21,11 (3,24)	37,38 (7,74)	43,44 (7,80)

1 Les temps du RAN sont en secondes.
2 Données basées sur 15 garçons et 17 filles.
3. Données disponibles pour moins de 3 sujets seulement.
4. Données basées sur 21 garçons.

ensemble. Ces données, de même que celles des autres tests présentés au tableau 4, peuvent être considérées comme des normes de référence pour des jeunes Canadiens français.

Validité du TAAF – Les corrélations entre chacune des mesures sont présentées au tableau 5 pour les sujets qui ont répondu soit à la version A, soit à la version B du TAAF. L'examen des corrélations initiales (d'ordre zéro) des variables prédictrices avec les critères montre qu'en général, le TAAF obtient les deuxièmes meilleures corrélations après l'âge. De légères différences sont notées entre les corrélations obtenues chez les sujets ayant passé la version A du TAAF et celles obtenues chez les sujets ayant passé la version B.

Tableau 5

Corrélations entre les mesures des enfants qui ont passé la version A du *Test d'analyse auditive en français* (sous la diagonale) et de ceux qui ont passé la version B (au-dessus de la diagonale)

	Lecture	Écriture	Âge	Sexe	TONI-2	RAN	TAAF
Lecture		0,9056 **	0,8512 **	0,0721	0,6275 **	-0,8012 **	0,8330 **
Écriture	0,8752 **		0,9134 **	0,0685	0,6679 **	-0,7498 **	0,8379 **
Âge	0,8459 **	0,9214 **		-0,0008	0,6680 **	-0,7161 **	0,7547 **
Sexe	0,1375	0,0512	-0,0016		-0,0007	-0,0483	0,0313
TONI-2	0,6510 **	0,7020 **	0,6986 **	-0,0511		-0,5436 **	0,6067 **
RAN	-0,7990 **	-0,7168 **	-0,7257 **	-0,0672	-0,5799 **		-0,6759 **
TAAF	0,7839 **	0,7702 **	0,7252 **	-0,0503	0,6425 **	-0,7032 **	

** $p < 0{,}01$ Note – Les corrélations encadrées sont celles qui sont d'importance pour le texte.

Nous avons utilisé une approche par régression hiérarchique pour tester si la relation entre le TAAF et le rendement scolaire en lecture et en orthographe est affectée par la version du TAAF (Judd et McClelland, 1989). Dans la première étape, la régression de la cote au TAAF sur chacune des cotes en lecture et en orthographe a été calculée. Ensuite, un code «dummy» (0 = forme A; 1 = forme B) a été ajouté à ce premier modèle de régression dans la deuxième étape. Ceci permet de constater si la ligne de régression du premier modèle a des points d'ordonnée (origine) différents pour chacune des formes. À la troisième étape, l'interaction entre le code «dummy» et la cote au TAAF représentée par une variable créée par leur multiplication (code × TAAF) est ajoutée au deuxième modèle afin de voir si les lignes de régression pour chacune des formes sont parallèles ou non. Les résultats de cette analyse montrent que la cote du TAAF a une forte relation avec le rendement scolaire en lecture, $R^2 = 0{,}6522$, $F(1{,}305) = 572{,}07$, $p < 0{,}0001$, et en orthographe, $R^2 = 0{,}6440$, $F(1{,}306) = 553{,}47$, $p < 0{,}0001$. Cette relation demeure la même pour chacune des formes, tant au niveau de l'ordonnée pour la lecture, $\Delta R^2 = 0{,}0017$, $F(1{,}304) = 1{,}49$, $p > 0{,}15$, et pour l'orthographe, $\Delta R^2 = 0{,}0005$, $F(1{,}304) = 0{,}43$, $p > 0{,}50$, qu'au niveau du parallélisme des lignes de régression de chacune des formes dans la prédiction du rendement scolaire en lecture, $\Delta R^2 = 0{,}0010$, $F(1{,}303) = 0{,}89$, $p > 0{,}25$, et en orthographe,

$\Delta R^2 = 0{,}0002$, $F(1{,}304) = 0{,}15$, $p > 0{,}50$. En bref, ces résultats indiquent que la forme du TAAF n'a aucune influence sur la relation entre la cote à ce test et le rendement scolaire. Autrement dit, les corrélations mises en relief dans les encadrés du tableau 5 ne sont pas différentes les unes des autres.

Pour tester la validité globale du TAAF, deux modèles de régression pour prédire la performance en orthographe et en lecture ont été comparés. Le premier modèle inclut l'âge, le sexe, la cote au TONI-2 et la moyenne des essais au RAN. Dans le deuxième modèle, la cote totale au TAAF est ajoutée aux quatre variables précédentes comme prédicteur additionnel. Le tableau 6 présente les résultats de ces analyses. Le TAAF a un apport significatif et spécifique au-delà des quatre facteurs cités, tout autant pour la prédiction de la performance au sous-test d'orthographe du FIAT, $\Delta R^2 = 0{,}0228$, $F(1{,}302) = 56{,}66$, $p < 0{,}0001$, que pour la prédiction de la performance au sous-test de lecture du FIAT, $\Delta R^2 = 0{,}0348$, $F(1{,}301) = 64{,}40$, $p < 0{,}0001$. Ces ajouts spécifiques sont d'autant plus remarquables que les modèles à quatre variables expliquent déjà un pourcentage élevé de la variance (au-delà de 80 % dans le cas de l'orthographe et presque 80 % dans celui de la lecture). Il s'agit là d'un ajout de 2 % à 3 % alors qu'il ne reste que 15 % à 20 % de variance à expliquer. Cet ajout peut sembler minime, mais il constitue en fait un ajout d'importance non négligeable compte tenu de ce qui est déjà expliqué et de ce qu'il reste à expliquer.

Tableau 6

Comparaison des R^2 de modèles prédisant les cotes d'orthographe et de lecture au FIAT avec ou sans la cote du *Test d'analyse auditive en français*

Modèle	Variables	Orthographe		Lecture	
		Poids *bêta*	R^2 global	Poids *bêta*	R^2 global
1	Âge	0,7559*		0,5366*	
	Sexe	0,0478*		0,0833*	
	TONI	0,9360*		0,0604	
	RAN (temps moyen)	-0,1330*		-0,3755*	
			0,8559		0,8025
2	Âge	0,6585*		0,4171*	
	Sexe	0,0554*		0,0929*	
	TONI	0,0486		0,0056	
	RAN (temps moyen)	-0,0601		-0,2853*	
	TAAF	0,2437*		0,3010*	
			0,8786		0,8373

* Test du coefficient de régression significatif.

Une autre façon d'apprécier cet apport consiste à calculer les corrélations partielles. Celles-ci peuvent facilement être obtenues à partir de l'information présentée au tableau 6. En soustrayant le R^2 du modèle 2 de celui du modèle 1 et en divisant cette différence par la soustraction du R^2 du modèle 1 de l'unité 1 (cette dernière différence

représentant la variance à expliquer au-delà de ce qu'explique déjà le modèle 1), on obtient les carrés des corrélations partielles du TAAF avec le rendement en lecture et celui en écriture, une fois que les effets de l'âge, du sexe, de l'intelligence et de la dénomination rapide ont été exclus de la relation. Les valeurs obtenues sont respectivement de 0,1575 pour l'orthographe (soit une corrélation de 0,3969) et de 0,1762 pour la lecture (soit une corrélation de 0,4198). Autrement dit, le TAAF explique environ 15 % à 17 % de la variance qui reste à être expliquée en lecture et orthographe une fois que les effets de l'âge, du sexe, de l'intelligence et de la dénomination rapide ont été enlevés.

Dans le but de reproduire les résultats obtenus par Rosner et Simon (1971), l'échantillon est séparé selon les niveaux scolaires et la corrélation partielle entre le TAAF et les cotes du FIAT, excluant tous les autres facteurs, est calculée (tableau 7). La majorité (11/14) de ces corrélations sont significatives. Les exceptions à cette observation se situent entre le TAAF et l'orthographe en maternelle (où il y a peu de variance à expliquer) et en troisième année, et entre le TAAF et la lecture en quatrième année. La présence de quelques sujets qui savent lire et écrire en maternelle explique pourquoi les corrélations partielles ne sont pas nulles (l'examen des graphiques de ces corrélations indique que ces corrélations deviendraient nulles si ces sujets étaient omis). Quant aux corrélations partielles non significatives en troisième et quatrième années, l'examen des graphiques et des valeurs résiduelles ne permet pas de déceler quelque anomalie que ce soit.

Tableau 7

Corrélations partielles entre le *Test d'analyse auditive en français* et la performance scolaire excluant les effets de l'âge, du sexe, de l'intelligence et de la facilité lexicale à chacun des niveaux scolaires

Niveau scolaire	Orthographe		Lecture	
	pr	F	pr	F
Maternelle	0,3036	3,86	0,4118	7,76
Première	0,4152	7,91	0,5530	16,74
Deuxième	0,7425	46,70	0,5104	13,03
Troisième	0,1713	1,15	0,3282	4,59
Quatrième	0,5380	5,48	0,0771	0,23
Cinquième	0,4055	7,47	0,4336	8,61
Sixième	0,4527	9,80	0,5187	13,99

Note –Valeur critique de F (1,38) = 4,10, $p < 0,05$ en général et de F (1,37) = 4,12, $p < 0,05$ pour la lecture en deuxième année.

L'examen de ces corrélations est d'autant plus pertinent que si l'on crée une pseudo-variable en multipliant l'âge de l'enfant et sa cote au TAAF, on obtient une représentation de l'interaction entre ces deux variables (Judd et McClelland, 1989). L'effet de cette interaction sur la prédiction du rendement en lecture et en orthographe peut être testé en ajoutant cette variable au deuxième modèle du tableau 6. Cette procé-

dure revient à se demander si les droites de régression de la relation entre le TAAF et la lecture et celle entre le TAAF et l'orthographe demeurent parallèles en fonction de l'âge. Cet ajout, bien qu'il soit d'apport minime, s'avère significatif à la fois pour la lecture, $\Delta R^2 = 0{,}0045$, $F(1{,}300) = 8{,}59$, $p < 0{,}005$, et pour l'orthographe, $\Delta R = 0{,}0089$, $F(1{,}301) = 8{,}36$, $p < 0{,}001$. Ces résultats suggèrent que les droites de régression ne sont pas semblables, ce qu'appuie la disparité des corrélations partielles présentées au tableau 7.

Discussion

Cette deuxième étude a permis de constater à nouveau que les items d'analyse auditive développés en français possèdent une cohérence interne élevée et que la cote totale au TAAF augmente selon les niveaux scolaires. Ces données fournissent pour la première fois des normes de performance en analyse auditive pour une population francophone en cohabitation active avec la culture anglophone. De plus, ces résultats suggèrent que les deux formes du test sont équivalentes. Si ces résultats sont dans leur ensemble fort encourageants, il n'en demeure pas moins que, malgré les corrections apportées, quelques items (1 ou 2 par version) demeurent faibles psychométriquement. Ces items devront être corrigés dans des versions futures de ce test.

Tout comme Rosner et Simon (1971) l'ont fait pour leur test en anglais, nous avons montré que les habiletés en analyse auditive corrèlent assez spécifiquement avec le rendement scolaire en lecture et en orthographe. Cette similitude dans les résultats globaux s'établit en dépit de différences méthodologiques (échantillon, tests utilisés) et linguistiques. Dans le détail, toutefois, certaines différences entre les résultats apparaissent. Si Rosner et Simon ont pu invoquer une performance asymptotique pour expliquer que toutes leurs corrélations partielles entre l'analyse auditive et le rendement scolaire étaient significatives à chacun des niveaux scolaires, sauf en sixième année, les corrélations partielles non significatives dans cette étude apparaissent plutôt au milieu de la séquence des niveaux scolaires (exception faite des résultats en maternelle). Il serait alors difficile d'invoquer la même explication. Il est possible que ces différences soient attribuables à la langue ou à son enseignement, mais il est tout aussi possible qu'elles le soient à des différences méthodologiques. Il serait donc plus prudent d'interpréter ces corrélations partielles non significatives en troisième et quatrième années comme résultant de fluctuations ponctuelles, tant et aussi longtemps qu'elles ne seront pas reproduites dans une autre étude.

Le fait demeure que les habiletés en analyse auditive expliquent une proportion de variance en lecture et orthographe non négligeable au-delà de plusieurs variables, dont l'intelligence et la facilité lexicale. Dans le cas de l'intelligence, ceci a déjà été démontré par exemple dans les études de Bryant *et al.* (1990) et de Rosner et Simon (1971) qui ont employé des mesures verbales de l'intelligence. Le même modèle de résultats est obtenu dans cette étude, cette fois-ci, avec une mesure non verbale de l'intelligence.

Selon Wagner et Torgesen (1987), la facilité lexicale et l'analyse auditive sont des aspects complémentaires de la sensibilité phonologique. Si Bowers et Swanson (1991) ont montré que ces deux aspects de la sensibilité phonologique ont des contributions spécifiques dans la prédiction du développement des habiletés de lecture en anglais, la présente étude fait de même en français, du moins pour le type de population étudiée, des francophones exposés quotidiennement à la langue anglaise.

Conclusion

Nos deux études montrent qu'un instrument de mesure des habiletés auditives peut être développé en français et que la corrélation entre ce genre d'habiletés et le rendement scolaire en français est assez forte et ce, presque à tous les niveaux scolaires. Ceci renforce l'idée que cet instrument pourrait faire partie de batteries d'instruments de mesure servant au diagnostic d'enfants francophones qui ont des troubles d'apprentissage de la lecture.

Les données recueillies lors de cette recherche sont tout à fait compatibles avec les données et les théories contemporaines du développement des habiletés de lecture. La recherche contemporaine souligne l'importance de la sensibilité phonologique – et des habiletés auditives – dans l'apprentissage de la lecture (Bryant *et al.*, 1990). De même, l'interprétation classique des troubles de lecture en neuropsychologie est basée sur l'absence ou sur la déficience d'un module d'analyse phonologique (Ellis et Young, 1988). En effet, le schéma classique des troubles acquis de la lecture et de la parole fait passer le traitement de l'information visuelle par l'un ou l'autre de deux modules, un convertisseur graphème-phonème et une voie d'accès direct au lexique visuel (Humphreys et Evett, 1985). Les données d'examens neuropsychologiques montrent d'ailleurs que, dans un échantillon de cas référés à une clinique neuropsychologique, le test de perception des sons de la parole (*Speech Sounds Perception Test*) de la batterie de Halstead-Reitan est le meilleur prédicteur (poids de régression uniformisé *bêta* le plus élevé) du rendement en lecture et en orthographe parmi toutes les mesures de la batterie de Halstead-Reitan et du WISC-R (Batchelor, Kixmiller et Dean, 1990).

De plus, malgré les différences dans la nature linguistique de l'anglais et du français et dans leur enseignement, le développement d'un instrument de mesure en français à partir d'un test construit en anglais a été possible. Même si en surface les deux langues sont différentes, leur base est quand même fondamentalement semblable étant donné que ce sont deux codes alphabétiques. Chacun de ces codes définit des correspondances graphème-phonème assez claires. La structure syllabique n'est certes pas la même dans les deux langues et ce principe a été respecté dans la composition des items de test. C'est sans doute dans ces aspects communs des deux langues qu'il faut aller chercher les raisons qui ont rendu possible cette adaptation française d'un test anglais.

Cependant, il serait illusoire de penser que le TAAF, tel qu'il est développé, touche à tous les aspects de l'analyse auditive impliqués dans le développement des

habiletés de lecture entre la maternelle et la sixième année. Tout comme son homologue anglais, ce test touche à un certain nombre de problèmes d'analyse auditive qui semblent pertinents dans ce développement. En particulier, il y a le problème des doubles consonnes qui semble résulter de l'obstruction que cause la première lettre sur la deuxième (Bruck et Treiman, 1990). Selon les résultats actuels, ces doubles consonnes sont aussi problématiques en anglais qu'en français – à tout le moins pour de jeunes francophones exposés aux deux langues. De plus, elles le sont autant au début qu'à l'intérieur d'un mot dans la mesure où, à l'intérieur du mot, elles font partie de la même syllabe (par exemple, détruire le «l» de «résulter» devrait être plus facile que détruire le «l» de «double»). Un enfant qui maîtrise ces doubles consonnes a plus de facilité à apprendre à lire qu'un autre qui ne le fait pas et ce, qu'il soit francophone ou anglophone.

En somme, le TAAF est un instrument de mesure des habiletés auditives dont les données rejoignent bien les conceptions contemporaines du développement des habiletés de lecture. Il a l'avantage d'être en français, d'avoir des normes françaises et d'avoir des informations sur ses qualités psychométriques. Ce test a donc une base d'information plus riche que son correspondant anglais et constitue un apport nouveau à l'ensemble des instruments disponibles pour évaluer les enfants francophones. Son utilisation devrait surtout intéresser le milieu scolaire. Des recherches subséquentes pourraient en faire un instrument mieux fondé psychométriquement et encore plus polyvalent.

Notes

1. Les auteurs tiennent à remercier de leur support financier la Foundation of the Izaak Walton Killam Children's Hospital et la Faculté des études supérieures de la recherche de l'Université de Moncton.

2. Pour obtenir un manuel d'utilisation du test ainsi qu'un ensemble de feuilles-réponses, écrire au premier auteur, Pierre Cormier, Département de psychologie, Université de Moncton, Moncton, Nouveau-Brunswick, E1A 3E9.

3. Les auteurs tiennent à souligner leur vive appréciation pour la participation à cette recherche des directeurs ou des directrices de garderie ou d'école suivants: M. Clovis Jacob (École Centrale, Dieppe), M. Claude Sonier (École Abbey-Landry, Saint-Joseph), Mme Annette Roy (École Champlain, Moncton), Mme Alice LeBlanc (École Memramcook-Est, Memramcook-Est), Mme Jeannita Doiron (École Mgr F. Bourgeois, Shediac), Mme Lou Ellen Dickinson (École Notre-Dame-de-Lorette, Dieppe), Mme Bernice Marcoux (École des Petits Travailleurs, Robichaud), Mme Germaine Poirier (École Pré-d'en-Haut, Saint-Joseph), Mme Camilla LeBlanc (École Sainte-Thérèse, Dieppe), et Mme Brigitte Godbout-Jones (Garderie L'éveil, Moncton).

4. Les auteurs expriment leur reconnaissance à Francine Collette et à Thérèse Landry-Laflamme qui ont dactylographié différentes versions de ce texte, à Denise Ouellette-Lebel qui a aidé à développer les items, à Richard Aubé qui a fourni son aide dans les analyses statistiques, à Diane Cuffley qui a vérifié la correction des tests, et aux étudiants et aux étudiantes suivants qui ont agi comme assistants de recherche: Lynne Blanchard, Paul Boudreault, Marie-Josée Cormier, Bruno Filion, Lise Godin, Eric Grandmaison, Chantal Hébert, Stéphane Lantin, Anita LeBlanc, Ovilda Mary Martin, Georgette Sirois, Chantal Thériault, Lynne Thériault, Brigitte Savoie.

5. Il convient de se rappeler que le test de Rosner et Simon (1971) ne comporte que 40 items; il est donc d'administration rapide.

Abstract – This article reports on two studies used to develop a French language test to measure oral word-segmentation ability in children from Kindergarten to Grade 6; this ability being considered important in learning to read. The first study of a large sample of items (n = 70) was used to create two lists of 42 items each, to form equivalent versions of the same test, and then used in a second study. The results of the two studies show that the psychometric characteristics of the instrument, that of reliability and validity, are very high. As well, it was found that performance of subjects did not differ with the test version used. These results support use of this test in school settings to identify auditive analysis difficulties in children who have reading difficulties.

Resumen – Dos estudios, han permitido crear un instrumento en francès, para medir la habilidad de los niños para separar las palabras en fonemas. Esta habilidades considerada importante en el proceso del aprendizaje de la lectura. El instrumento puede aplicarse a niños disde la escuela de párvulos hasta el 6° año de primari. El primer estudio comprendié un gran número de cuestiones (n = 70) y sirvió para la confección de dos listas de 42 preguntas cada una; se obtuveron así dos versiones de un mismo test que constituyeron la base del segundo estudio. Los resultados de los dos estudios muestran que las características psocométricas – fidelidad y validez – del instrumento son bastante elevadas. Además, en el segundo estudio se destaca que el resultado obtenido por no defiene mucho entre las dos versiones. Creemos que esos resultados avalan la utilización de este test en el medio escolar para identificar problemas de análisis auditivo en niños con dificultades en el aprendizaje de la lectura.

Zusammenfassung – Zwei Studien haben erlaubt, für die französische Sprache ein Instrument zu entwickeln zur Messung der Fähigkeit, gesprochene Wörter in ihre Lautelemente zu zerlegen, und zwar bei Kindern von der Vorschule vis zur 6.Volksschulklasse. Diese Fähigkeit gilt als äußerst wichtig für das Lesenlernen. Eine erste Untersuchung über eine große Anzahl von Einheiten (n = 70) führte zur Erstellung zweier Listen mit je 42 Einheiten, welche zwei Versionen des gleichen Tests darstellten für eine zweite Untersuchung. Die Ergebnisse der beiden Studien zeigen, dass die psychometrischen Qualitäten, nämlich Genauigkeit und Gültigkeit, des entwickelten Meßinstrumentes sehr hoch sind. Außerdem war die Leistung der Versuchspersonen in den beiden Tests nicht verschieden. Diese Ergebnisse sprechen für die Anwendung dieses Tests im Schulmilieu, um Schwierigkeiten in der Lautanalyse bei Kindern mit Leseschwierigkeiten zu identifizieren.

RÉFÉRENCES

Batchelor, E. S. Jr., Kixmiller, J. S. et Dean, R. S. (1990). Neuropsychological aspects of reading and spelling performance in children with learning disabilities. *Developmental Neuropsychology, 6*, 183-192.

Bowers, P. G. et Swanson, L. B. (1991). Naming speed deficits in reading disability: Multiple measures of a singular process. *Journal of Experimental Child Psychology, 51*, 195-219.

Brown, L., Sherbenou, R. J. et Johnsen, S. K. (1990). *Test of non verbal intelligence* (2e éd.). Austin, TX: PRO-ED.

Bruck, M. et Treiman, R. (1990). Phonological awareness and spelling in normal children and dyslexics: The case of initial consonant clusters. *Journal of Experimental Child Psychology, 50*, 156-178.

Bryant, P. E., MacLean, M., Bradley, L. L. et Crossland, J. (1990). Rhyme and alliteration, phoneme detection, and learning to read. *Developmental Psychology, 26*, 429-438.

Content, A. (1991). The effect of spelling-to-sound regularity on naming in French. *Psychological Research, 53*, 3-12.

Cunningham, A. E. (1990). Explicit versus implicit instruction in phonemic awareness. *Journal of Experimental Child Psychology, 50*, 429-444.

Cutler, A., Mehler, J., Norris, D. et Segui, J. (1992). The monolingual nature of speech segmentation by bilinguals. *Cognitive Psychology, 24*, 381-410.

Denckla, M. B. et Rudel, R. (1974). Rapid "automatized" naming of pictured objects, colors, letters, and numbers by normal children. *Cortex, 10*, 186-202.

Ellis, A. W. et Young, A. W. (1988). *Human cognitive neuropsychology*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Humphreys, G. W. et Evett, L. J. (1985). Are there independent lexical and nonlexical routes in work processing? An evaluation of the dual route theory of reading. *Behavioral and Brain Sciences, 8*, 689-740.

Judd, C. M. et McClelland, G. H. (1989). *Data analysis: A model-comparison approach*. Orlando, FL: Harcourt Brace Jovanovich.

Landry, R. et Allard, R. (1994). The Acadians of New Brunswick: Demolinguistic realities and the vitality of the French language. *International Journal of The Sociology of Language, 105-106*, 181-215.

Lindamood, C. H. et Lindamood, P. C. (1971). *Lindamood auditory conceptualization test*. Boston, MA: Teaching Resources Corporation.

Morais, J., Alegria, J. et Content, A. (1987). The relationships between segmental analysis and alphabetic literacy: An interactive view. *Cahiers de psychologie cognitive, 7*, 415-438.

New Brunswick (1969). *Official languages of New Brunswick Act*. Frédéricton, NB: Gouvernement du Nouveau-Brunswick.

Rosner, J. et Simon, D. P. (1971). The auditory analysis test: An initial report. *Journal of Learning Disabilities, 4*, 384-392.

Roswell, F. G. et Chall, J. S. (1963). *The Roswell-Chall auditory blending test*. Cambridge, MA: Essay Press.

Wagner, R. K. et Torgesen, J. K. (1987). The nature of phonological processing and its causal role in the acquisition of reading skills. *Psychological Bulletin, 101*, 192-212.

Weschler, D. (1974). *Weschler intelligence scale for children – Revised*. New York, NY: The Psychological Corporation.

Wormeli, C. T. et Ardanaz, N. (1987). *Canada French immersion achievement test*. Vancouver: «Education Clinic», Faculté d'éducation, Université de Colombie-Britannique.